



A note on cointegration relationship between real consumption and real income in Russia

Andrey Polbin and Nikita Fokin

Russian Presidential Academy of National Economy and Public
Administration, Gaidar Institute for Economic Policy

September 2017

Online at <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/82451/>

MPRA Paper No. 82451, posted 6 November 2017 23:40 UTC

Andrey V. POLBIN, Cand. Sci. (Econ.), head of the Mathematical Modeling of Economic Processes Department of the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogoprospect., 117517, Moscow, Russian Federation); head of the Macroeconomic Modeling Department of the Gaidar Institute for Economic Policy (3–5, Gazetny per., 125009, Moscow, Russian Federation). E-mail: apolbin@iep.ru

Nikita D. FOKIN, junior research fellow of the Mathematical Modeling of Economic Processes Department of the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration, 2nd year Master student at Economic Faculty at the Russian Presidential Academy of National Economy and Public Administration (82, Vernadskogo prosp., 117517, Moscow, Russian Federation). E-mail: fokinikita@gmail.com

A note on cointegration relationship between real consumption and real income in Russia

The paper is devoted to testing for existence of a long run relationship between consumption and income in Russia. We couldn't find cointegration between consumption of households and GDP in constant prices. But statistical tests are in favor of cointegration between consumption in constant prices and real income which we define as a ratio of nominal GDP to implicit deflator for consumption. We also estimated a VECM model for real consumption and real income. Our results show high predictability of consumption growth by the error correction mechanism.

Keywords: consumption, consumption forecasting, GDP, real income, VECM, cointegration, permanent income hypothesis, ARIMA

Андрей Владимирович Полбин — кандидат экономических наук, заведующий лабораторией математического моделирования экономических процессов РАНХиГС (117517, Москва, просп. Вернадского, д. 82), заведующий лабораторией макроэкономического моделирования ИЭП им. Гайдара (125009, Москва, Газетный пер., 3–5). E-mail: apolbin@ier.ru

Фокин Никита Денисович — младший научный сотрудник лаборатории математического моделирования экономических процессов РАНХиГС, студент второго курса магистратуры экономического факультета РАНХиГС (117517, Москва, просп. Вернадского, д. 82) E-mail: fokinikita@gmail.com

К вопросу о долгосрочной взаимосвязи реального потребления домохозяйств с реальным доходом в РФ

В работе показано, что коинтеграция между потреблением домохозяйств и ВВП РФ в постоянных ценах отсутствует, однако номинальные величины коинтегрированы. Это говорит о том, что при описании динамики реального потребления лучшим показателем, характеризующим реальный доход в экономике, является номинальный ВВП, дефлированный на индекс цен агрегированного потребления домохозяйств. В работе продемонстрировано, что включение в эмпирическую модель для потребления лага коинтеграционного соотношения значительно улучшает объясняющую способность модели. Также показано, что построенная модель для потребления превосходит в прогнозных свойствах базовую модель ARIMA.

Ключевые слова: потребление, прогнозирование потребления, ВВП, реальный доход, модель VECM, коинтеграция, гипотеза перманентного дохода, модель ARIMA

Зарубежные исследования

Модель долгосрочной взаимосвязи реального потребления с реальным доходом является, пожалуй, классическим примером коинтеграции в макроэкономических рядах. Например, наличие коинтеграции между потреблением и доходом тестировалось в основополагающей работе Энгла и Грэнджера¹, в которой была предложена методология работы с нестационарными коинтегрированными переменными. Основопологающей гипотезой при моделировании потребления является гипотеза перманентного дохода Фридмена². Согласно данной теории при выборе потребления домохозяйства ориентируются не на текущий доход, а на уровень перманентного дохода – величину дохода, на которую домохозяйства могут полагаться в течение своей жизни. В рамках данной теоретической концепции потребление домохозяйств незначительно реагирует на временные (транзитивные) изменения дохода, которые в большей степени сберегаются, и сильно реагирует на долгосрочные изменения дохода. Таким образом, домохозяйства сглаживают свое потребление во времени и предпочитают, чтобы оно было стабильным. Гипотезу Фридмена можно формализовать в виде следующего уравнения:

$$C_i = \beta Y_i^P + \varepsilon_i, \quad (1)$$

согласно которому, текущее потребление домохозяйства C_i прямо пропорционально его перманентному доходу Y_i^P с некоторой ошибкой ε_i , которую можно трактовать в виде непредвиденных расходов.

Холл³ сформулировал стохастическую версию гипотезы перманентного дохода для анализа динамики агрегированного потребления во времени,

¹ Engle R. F., Granger C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing //Econometrica. 1987. Vol. 55. No. 2. Pp. 251-276.

² Friedman M. A Theory of the Consumption Function. 1957. Princeton: Princeton University Press.

³ Hall R. E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: theory and evidence //Journal of Political economy. 1978. Vol. 86. No. 6. Pp. 971-987.

опираясь на модель репрезентативного экономического агента, максимизирующего свое благосостояние, представляющее собой ожидаемый дисконтированный поток полезностей от потребления. В рамках введенных предпосылок о квадратичной функции полезности и постоянной реальной ставке процента Холл получил, что временной ряд потребления домохозяйств должен описываться процессом случайного блуждания со сносом. Все ожидаемые (прогнозируемые) изменения в доходе должны были быть учтены в перманентном доходе на момент появления информации о данных изменениях. Соответственно, потребление домохозяйств должно реагировать только на неожиданные изменения дохода. В ситуации, когда текущее увеличение дохода было ожидаемым заранее, оптимальным решением домохозяйств являлось увеличить свое потребление в момент появления информации о предполагаемом росте дохода в будущем за счет увеличения заимствований на рынке активов или уменьшений сбережений.

Таким образом, временной ряд потребления домохозяйств должен являться непрогнозируемой величиной. Холл пришел к выводу, что предложенная теоретическая модель достаточно хорошо согласуется с данными по США. В работе показано, что динамика реального располагаемого дохода домохозяйств не помогает прогнозировать будущее потребление, некоторые улучшения в прогнозных свойствах наблюдаются при включении в эконометрическую модель индекса цен акций, но незначительные.

В работе Кэмбелла⁴ изучалось интересное практическое следствие из стохастической версии гипотезы перманентного дохода, согласно которому сбережения домохозяйств должны увеличиваться в условиях ожидаемого снижения трудовых доходов в будущем (сбережения на чёрный день), и, соответственно, сбережения домохозяйств должны обладать прогнозной силой для будущих трудовых доходов. На статистических данных Кэмбеллом

⁴Campbell J. Y. Does Saving Anticipate Declining Labor Income? An Alternative Test of the Permanent Income Hypothesis // *Econometrica*. 1987. Vol. 55. No. 6. Pp. 1249-73.

показано, что увеличение сбережений действительно помогает спрогнозировать снижение в трудовых доходах.

В упомянутой выше работе Кэмбелла и в работе Кохрэйна⁵ был получен важный вывод из стохастической версии гипотезы перманентного дохода. Также предполагая, что реальная ставка процента является неизменной, авторы формально показали, что потребление домохозяйств и агрегированный выпуск, представляющий собой сумму трудовых доходов и рентных платежей, должны быть коинтегрированы. В свою очередь, согласно теореме Грейнджера о представлении⁶ стохастический процесс для коинтегрированных $I(1)$ переменных описывается с помощью модели векторной коррекции ошибок. Опираясь на логарифмическое приближение, Кохрэн использовал следующую модель в эмпирическом анализе:

$$\begin{pmatrix} \Delta \log Y_t \\ \Delta \log C_t \end{pmatrix} = \mu + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (\log C_{t-1} - \log Y_{t-1}) + \sum_{i=1}^p A_p \begin{pmatrix} \Delta \log Y_{t-i} \\ \Delta \log C_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t, \quad (2)$$

где $\log Y_t$ — логарифм агрегированного выпуска⁷, $\log C_t$ — логарифм реального потребления домохозяйств, Δ — оператор первой разности, μ — вектор констант, α_i — параметры коррекции ошибок, A_p — коэффициенты при лагах, ε_t — вектор ошибок.

Согласно полученным эконометрическим результатам в работе Кохрэйна, логарифмические приросты выпуска оказываются достаточно хорошо прогнозируемыми (R^2 составил 0.27), логарифмические же приросты потребления оказались слабо прогнозируемыми (R^2 составил 0.06). При этом коэффициент корректировки выпуска к коинтеграционному соотношению оказался значимым на высоком уровне статистической значимости. На основе

⁵Cochrane J. H. Permanent and transitory components of GNP and stock prices //The Quarterly Journal of Economics. 1994. Vol. 109. No. 1. Pp. 241-265.

⁶Granger C. W. J. Some properties of time series data and their use in econometric model specification //Journal of econometrics. 1981. Vol. 16. No. 1. Pp. 121-130; Engle R. F., Granger C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing //Econometrica. 1987. Vol. 55. No. 2. Pp. 251-276.

⁷ В качестве данного показателя Кохрэн использовал ВВП. Однако в последующих исследованиях достаточно часто использовался ВВП.

полученных результатов Кохрэн приходит к выводу, что отклонение в процессе порождения реальных статистических данных от процесса случайного блуждания со сносом, следующего из гипотезы перманентного дохода, является небольшим, а реальное потребление может выступать хорошей оценкой компоненты тренда в ВВП. Таким образом, значительная доля вариации динамики ВВП США объясняется транзитивными шоками, которые затухают с течением времени и ВВП корректируется к своему долгосрочному трендовому уровню через механизм коррекции ошибок.

В работе Кинга, Плоссера, Стока и Ватсона⁸ была предложена неоклассическая модель общего равновесия закрытой экономики, в которой реальная ставка процента в отличие от вышеупомянутых исследований являлась эндогенной и определялась из равновесия на рынке активов. В рамках введенных предпосылок потребление и ВВП также оказываются коинтегрированными временными рядами. Однако динамика потребления домохозяйств оказывается в определенной степени прогнозируемой за счет изменчивости реальных ставок процента.

Наряду с задачей декомпозиции выпуска на трендовую и циклическую компоненты модель (2) использовалась для решения других важных практических задач. Например, в работе⁹ с использованием Байесовских эконометрических методов оценивалась модель (2) с меняющимися во времени параметрами. Далее на основе полученных оценок автор анализировал, как менялись долгосрочные темпы роста выпуска США в исторической ретроспективе. В работе¹⁰ авторы придерживались методов классической эконометрики и идентифицировали структурные сдвиги в параметрах стохастического тренда долгосрочного роста экономики США, строили доверительные интервалы для дат структурных сдвигов. Также лаги самого

⁸ King R., Plosser C., Stock J., Watson M. Stochastic Trends and Economic Fluctuations // American Economic Review. 1991. Vol. 81. No. 4. Pp. 819-40.

⁹ Cogley T. How fast can the new economy grow? A Bayesian analysis of the evolution of trend growth // Journal of Macroeconomics. 2005. Vol. 27. No. 2. Pp. 179-207.

¹⁰ Eo Y., Morley J. Likelihood-ratio-based confidence sets for the timing of structural breaks // Quantitative Economics. 2015. Vol. 6. No. 2. Pp. 463-497.

коинтеграционного соотношения часто использовались в качестве инструментальной переменной при оценивании эмпирических зависимостей с помощью GMM¹¹.

Результаты эмпирического анализа для российской экономики

Перейдем к эконометрическому анализу российских макроэкономических показателей. На первом шаге рассмотрим динамику логарифма отношения потребления домохозяйств к ВВП в постоянных ценах, которое представлено на рисунке 1. Как показано на рисунке, рассматриваемый временной ряд не демонстрирует какого-либо возвращения к среднему и не похож на стационарный временной ряд. Результаты ADF теста, приведенные в таблице 1, также свидетельствуют в пользу наличия единичного корня в данном показателе.

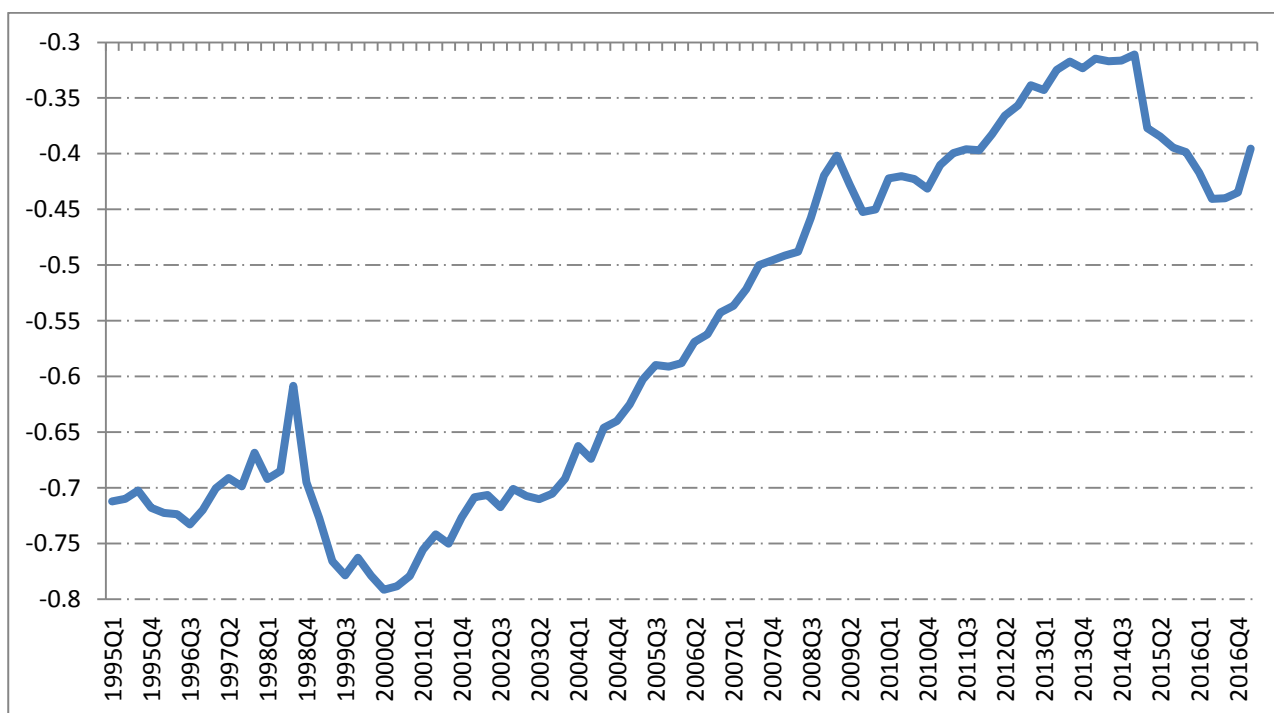


Рисунок 1 – Логарифм отношения потребления домохозяйств к ВВП в постоянных ценах

¹¹Campbell J. Y., Mankiw N. G. Permanent income, current income, and consumption //Journal of Business & Economic Statistics. 1990. Vol. 8. No. 3.Pp. 265-279; Weber C. E. Intertemporal non-separability and “rule of thumb” consumption //Journal of Monetary Economics. 2002. Vol. 49. No. 2. Pp. 293-308.

Таблица 1 – Тестирование наличие единичного корня во временном ряде логарифма отношения потребления домохозяйств к ВВП в постоянных ценах

| | |
|--------------------------|-------|
| Тестовая статистика | -0.55 |
| 1% критическое значение | -3.51 |
| 5% критическое значение | -2.89 |
| 10% критическое значение | -2.58 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Источник: расчеты авторов

В целом, коинтеграционный вектор для логарифма реального потребления и логарифма реального ВВП не обязан быть равен $[1 \ -1]'$, поэтому проведем тест на наличие коинтеграции, допуская, что долгосрочная эластичность реального потребления по реальному ВВП отлична от единицы, с помощью процедуры Энгла и Грейнджера¹². Для этого оценим следующее уравнение с помощью МНК:

$$\log C_t = \phi + \beta \log GDP_t + u_t, \quad (3)$$

где $\log C_t$ — логарифм потребления домохозяйств в постоянных ценах, $\log GDP_t$ — логарифм ВВП в постоянных ценах.

Далее протестируем остатки регрессии на стационарность. В таблице 2.приведена ADF-статистика тестирования гипотезы о наличии единичного корня в остатках регрессии (3) наряду с критическими значениями МакКиннона¹³. Из таблицы следует, что мы не можем отвергнуть гипотезу единичного корня в остатках регрессии (3) на 10%-ном уровне значимости. Таким образом, гипотеза об отсутствии коинтеграции между реальным потреблением и реальным ВВП не отвергается.

¹² Engle R. F., Granger C. W. J. Co-integration and error correction: representation, estimation, and testing //Econometrica. 1987. Vol. 55. No. 2. Pp. 251-276.

¹³ MacKinnon J. G. Critical values for cointegration tests. Queen's Economics Department Working Paper, 2010. №.1227.

Таблица 2 – Тестирование наличия единичного корня в остатках коинтегрирующей регрессии логарифма потребления в постоянных ценах на логарифм реального ВВП

| | |
|--------------------------|-------|
| Тестовая статистика | -1.93 |
| 1% критическое значение | -4.02 |
| 5% критическое значение | -3.41 |
| 10% критическое значение | -3.09 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Источник: расчеты авторов

По нашему мнению, причина отсутствия коинтеграции между реальным потреблением и реальным ВВП заключается в явной нестационарности относительных цен потребления по отношению к дефлятору ВВП. Фактически, динамика ВВП в постоянных ценах не отражает изменения покупательной способности агрегированного дохода. В 2000-е годы наблюдался бурный рост условий торговли для российской экономики (в частности, нефтяных цен), что можно интерпретировать в виде трансферта богатства отечественным экономическим агентам со стороны внешнего мира. В условиях увеличения цен экспорта отечественные экономические агенты могут позволить себе купить больший объем импортных товаров при неизменном уровне физических объемов своего производства, и тем самым увеличить физические объемы агрегированного потребления. При увеличении условий торговли происходило укрепление реального курса рубля, то есть импортные товары становились дешевле отечественных, и объем импорта занимал относительно большее место в физических объемах агрегированного потребления. Согласно оценкам в работе¹⁴, чувствительность реального обменного курса рубля по ценам на нефть достаточно велика: оценка долгосрочной эластичности составила 0.33. На рисунке 2 приведен график логарифма отношения дефлятора ВВП к дефлятору потребления домохозяйств, который также демонстрирует общий рост цен отечественных товаров по отношению к ценам потребления.

¹⁴Полбин А. В. Моделирование реального курса рубля в условиях изменения режима денежно-кредитной политики //Вопросы экономики. 2017. №. 4. С. 61-78.

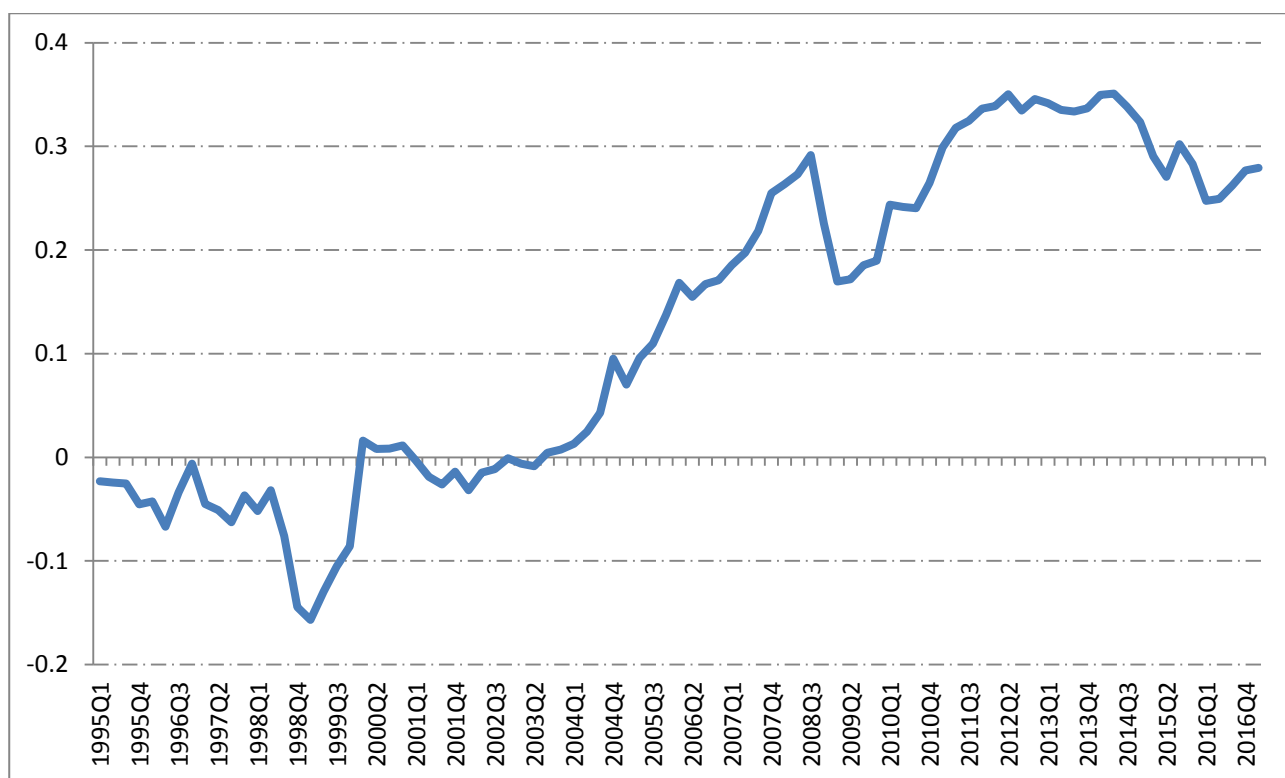


Рисунок 2 – Логарифм отношения дефлятора ВВП к дефлятору потребления домохозяйств

Таким образом, вектор из потребления и ВВП в постоянных ценах является не лучшим кандидатом для коинтеграции из-за наличия стохастического тренда в относительных ценах. Предпочтительным кандидатом, по нашему мнению, является вектор из номинального потребления и номинального ВВП, поскольку данные показатели входят в одно и то же бюджетное ограничение. В работе¹⁵ предложена формальная двухсекторная модель с нестационарными условиями торговли, в рамках которой номинальный ВВП и номинальное потребление домохозяйств оказываются коинтегрированными, а ВВП и потребление в постоянных ценах — нет.

Схожая проблема об отсутствии коинтеграции между реальным ВВП и реальным потреблением обсуждалась в работе Вилана¹⁶. Автор, анализируя проблему более быстрого роста производительности труда в секторе производства товаров длительного потребления, приводит двухсекторную

¹⁵Полбин А. В. Оценка влияния шоков нефтяных цен на российскую экономику в VECM модели // Вопросы экономики. 2017. №. 10. С. 27–49.

¹⁶ Whelan K. A two-sector approach to modeling US NIPA data // Journal of Money, Credit, and Banking. 2003. Vol. 35. No. 4. Pp. 627-656.

теоретическую модель, в которой индекс реального потребления и индекс реального ВВП не являются коинтегрированными макроэкономическими рядами. Тем не менее, как отмечается в работе, номинальный ВВП и номинальное потребление будут коинтегрированными, и, соответственно, авторы рекомендуют приводить номинальные показатели к реальным с помощью одного и того же дефлятора, например, дефлятора потребления.

Динамика логарифма отношения номинального потребления домохозяйств к номинальному ВВП представлена на рисунке 3. Рассматриваемый показатель демонстрирует возвращение к среднему и похож на стационарный временной ряд. Результаты ADF теста, приведенные в таблице 3, также свидетельствуют в пользу стационарности данного показателя. Гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 5%-ном уровне значимости.

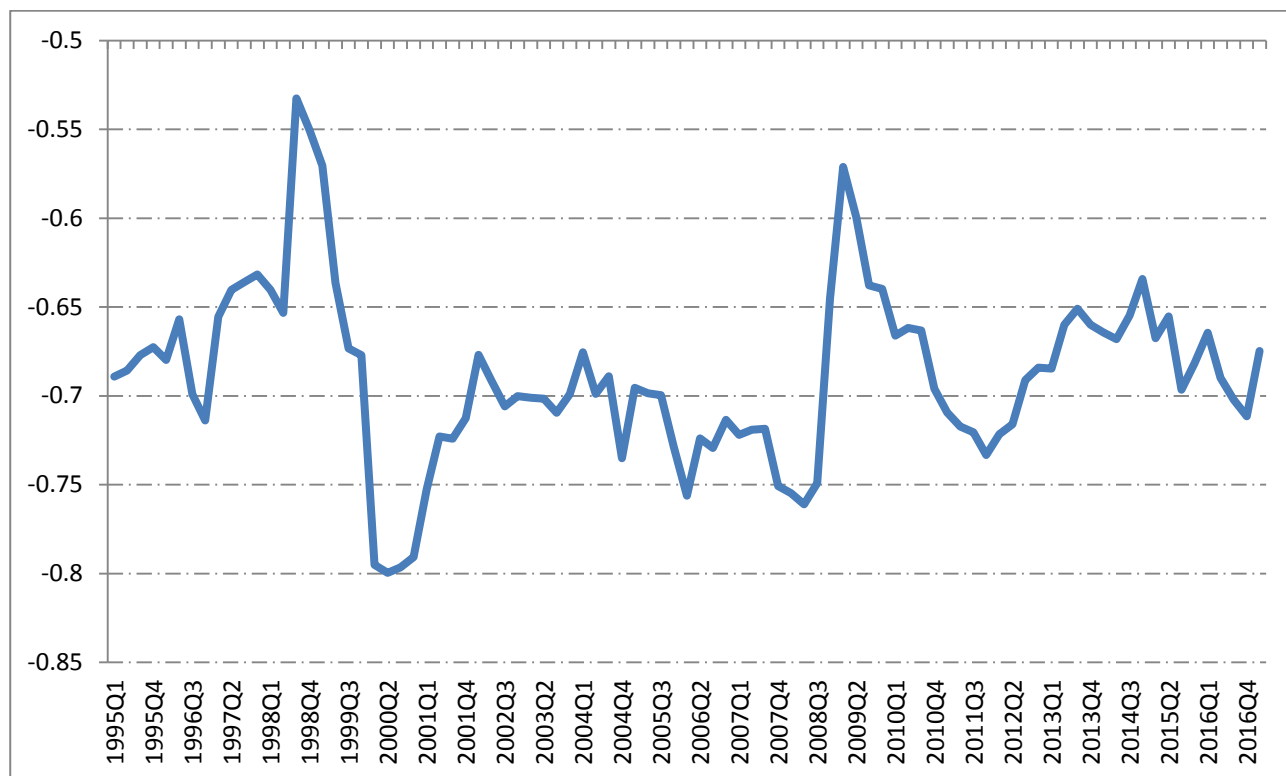


Рисунок 3 – Логарифм отношения номинального потребления домохозяйств к номинальному ВВП

Таблица 3 – Тестирование наличие единичного корня во временном ряде логарифма отношения номинального потребления домохозяйств к номинальному ВВП

| | |
|--------------------------|---------|
| Тестовая статистика | -3.50** |
| 1% критическое значение | -3.51 |
| 5% критическое значение | -2.89 |
| 10% критическое значение | -2.58 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Источник: расчеты авторов

В целом, больший интерес для нас представляет моделирование динамики реального потребления домохозяйств, а не номинального. Для этого определим новую переменную реального агрегированного дохода $Yreal_t$, представляющую собой отношение номинального ВВП к дефлятору потребления. Понятно, что наличие коинтеграции между логарифмом номинального потребления и логарифмом номинального ВВП одновременно влечет за собой наличие коинтеграции между логарифмом потребления в постоянных ценах и логарифмом реального дохода. Рассмотрим также ситуацию, когда коинтеграционный вектор для логарифма реального потребления и реального дохода не равен $[1 \ -1]'$. Будем следовать процедуре Энгла и Грейнджера и с помощью МНК оценим уравнение:

$$\log C_t = \varphi + \gamma \log Yreal_t + u_t, \quad (4)$$

Далее протестируем остатки на стационарность. В таблице 4 приведена ADF-статистика тестирования гипотезы о наличии единичного корня в остатках регрессии (4) наряду с критическими значениями МакКиннона. Гипотеза о наличии единичного корня отвергается на 5%-ном уровне значимости. Таким образом, мы можем считать регрессию (4) коинтегрирующей. Оценим её параметры с помощью динамического метода наименьших квадратов¹⁷, который позволяет уменьшить смещение в оценках параметров, вызванное корреляцией ошибки в уравнении (4) с регрессором, за

¹⁷Stock, J. H., Watson, M. W. A Simple Estimator of Cointegrating Vectors in Higher Order Integrated Systems // Econometrica. 1993. Vol. 61. Pp. 783-820.

счет включения опережающих и запаздывающих приростов регрессора. Результаты оценки представлены в таблице 5. Оценка коэффициента долгосрочной эластичности реального потребления по реальному доходу составила 0.99 и статистически значимо не отличается от единицы, поэтому в дальнейших расчетах будем полагать, что данный параметр равен единице.

Таблица 4 – Тестирование наличия единичного корня в остатках коинтегрирующей регрессии логарифма потребления в постоянных ценах на логарифм реального дохода

| | |
|--------------------------|---------|
| Тестовая статистика | -3.47** |
| 1% критическое значение | -4.02 |
| 5% критическое значение | -3.41 |
| 10% критическое значение | -3.09 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Источник: расчеты авторов

Таблица 5 – Оценка параметров долгосрочного соотношения методом DOLS

| Параметр | Точечная оценка | Стандартная ошибка |
|----------|-----------------|--------------------|
| c | -0.62*** | 0.17 |
| β | 0.99*** | 0.02 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Источник: расчеты авторов

Наличие коинтеграционной взаимосвязи между реальным потреблением и реальным доходом позволяет нам описать данный векторный процесс с помощью модели коррекции ошибок вида:

$$\begin{pmatrix} \Delta \log Y_{real,t} \\ \Delta \log C_t \end{pmatrix} = \mu + \begin{pmatrix} \alpha_1 \\ \alpha_2 \end{pmatrix} (\log C_{t-1} - \log Y_{real,t-1}) + \sum_{i=1}^p A_p \begin{pmatrix} \Delta \log Y_{real,t-i} \\ \Delta \log C_{t-i} \end{pmatrix} + \varepsilon_t. \quad (5)$$

Для оценки данной модели нам необходимо определить количество лагов p . Следуя стандартной практике по выбору лагов для модели VECM¹⁸, оценим VAR для логарифма потребления и логарифма реального дохода в уровнях при различном наборе лагов и рассчитаем значение информационных критериев. Результаты приведены в таблице 6. Все представленные критерии идентифицируют 2 лага в VAR модели в уровнях, то есть $p+1$ равен 2, а в модели VECM нам необходим 1 лаг.

¹⁸Lütkepohl, H. New introduction to multiple time series analysis. Springer Science & Business Media, 2005.

Таблица 6 – Значения информационных критериев для выбора лагов в VARмодели в уровнях

| Лаги | LogL | LR | FPE | AIC | SC | HQ |
|------|--------|--------------|----------------|--------------|--------------|--------------|
| 0 | 90.72 | NA | 4.3E-04 | -2.09 | -2.03 | -2.06 |
| 1 | 387.80 | 573.18 | 4.3E-07 | -8.98 | -8.81 | -8.91 |
| 2 | 396.75 | 16.85 | 3.8E-07 | -9.10 | -8.81 | -8.98 |
| 3 | 397.63 | 1.61 | 4.1E-07 | -9.03 | -8.62 | -8.86 |
| 4 | 400.60 | 5.32 | 4.2E-07 | -9.00 | -8.49 | -8.79 |

Источник: расчеты авторов

Результаты оценивания параметров модели (5) представлены в таблице 7. Обращаясь к количественным оценкам параметров модели VECM, прежде всего хотелось бы отметить достаточно высокую прогнозируемость темпов роста реального потребления домохозяйств. Так R^2 составляет 0.36, коэффициент коррекции потребления к долгосрочному равновесию является статистически значимым. Его величина означает, что превышение номинального потребления в процентах ВВП по отношению к долгосрочному уровню на 1% в текущем квартале приведет при прочих равных к снижению темпа прироста реального потребления домохозяйств на 0.17% в следующем квартале. Прогнозируемость же темпов роста реального дохода оказывается низкой: R^2 составляет 0.18, коэффициент коррекции реального дохода к долгосрочному равновесию является статистически незначимым. Мы получили диаметрально противоположные выводы по отношению к результатам работы Кохрэйна¹⁹, в которой эконометрические оценки модели VECM свидетельствовали в пользу низкой прогнозируемости реального потребления домохозяйств (R^2 составлял 0.06) и достаточно высокой прогнозируемости реального ВВП (R^2 составлял 0.27), что в значительной мере было обусловлено механизмом коррекции ошибок для темпов роста ВВП.

¹⁹Cochrane J. H. Permanent and transitory components of GNP and stock prices //The Quarterly Journal of Economics. 1994. Vol. 109. No. 1.Pp. 241-265.

Таблица 7 – Оценка параметров VECM модели

| | $\Delta \log C_t$ | $\Delta \log Y_t$ |
|-------------------------------|--------------------|-------------------|
| $\log C_{t-1} - \log Y_{t-1}$ | -0.17*** (0.05) | 0.15 (0.09) |
| $\Delta \log C_{t-1}$ | 0.00 (0.11) | 0.04 (0.18) |
| $\Delta \log Y_{t-1}$ | 0.23*** (0.08) | 0.50*** (0.13) |
| R^2 | 0.35 | 0.19 |

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$. Источник: расчеты авторов

Таким образом, результаты проведенного эмпирического анализа отвергают оригинальную гипотезу перманентного дохода для российской экономики и говорят в пользу достаточно инерционного приспособления реального потребления домохозяйств к своему долгосрочному уровню, что может быть обусловлено межвременными привычками в потреблении, сбережениями из-за мотива предосторожности и ограниченным доступом на финансовые рынки. Результаты о более низкой прогнозируемости реального дохода также являются интерпретируемыми. Это следует из высокой зависимости экономики России от нефтяных цен и слабой прогнозируемости данного важнейшего фактора внешнеэкономических условий²⁰.

Прогнозирование реального потребления домохозяйств

Как было сказано ранее, наши результаты противоположны результатам Кохрейна, и реальное потребление должно оказаться хорошо прогнозируемым показателем в контексте рассмотренной VECM модели. В настоящей части работы проанализируем, насколько может быть полезной разработанная модель для прогнозирования, для чего построим псевдовневыборочные прогнозы. В качестве бенчмарка, относительно которого будет производиться эксперимент

²⁰Alquist, R., Kilian, L., Vigfusson, R. J. Forecasting the price of oil // Handbook of economic forecasting. 2013. Vol. 2. P. 427-507.

оценки качества прогнозов мы выбираем классическую модель ARIMA. Мы будем работать с сезонно сглаженным временным рядом, что является вполне стандартной практикой в современных исследованиях, посвященных прогнозированию показателей, обладающих сезонной компонентой.²¹ Построение модели, учитывающей сезонность, мы оставляем для дальнейших исследований.

Эксперимент состоит в следующем. Мы производим первоначальное обучение моделей VECM и ARIMA на выборке 1995q1-2009q4 включительно и строим прогноз темпов роста реального потребления на 4 квартала вперед, затем добавляем еще одну точку тренировочную выборку, переоцениваем параметры моделей и снова строим прогноз на 4 квартала вперед. Цикл заканчивается когда последней точкой в тренировочной выборке оказывается последнее доступное нам значение - значение в момент времени 2017q1. Подбор лагов мы осуществляем путем оценивания моделей на выборке 1995q1-2009q4 и расчета информационного критерия Шварца. Для модели ARIMA лучшей оказывается спецификация ARIMA(1, 0, 0). Для VECM модели лучшей оказывается модель с одним лагом, что согласуется с эмпирическим анализом предыдущего раздела.

Для измерения качества прогнозов мы используем RMSE и MAE, при этом для каждой модели мы будем рассчитывать RMSE и MAE между фактическим потреблением и спрогнозированными рядами с одним, двумя, тремя и четырьмя лагами, что даст нам возможность более полно отобразить прогнозную силу рассмотренной модели. Кроме псевдовневыборочных прогнозов мы также приведем и прогнозы на 2017q2-2018q1, данные по которым на момент подготовки статьи недоступны.

На рисунках 4 и 5 представлены полученные прогнозы темпов роста реального потребления домохозяйств РФ наряду с фактической его динамикой.

²¹Marcellino M., Stock J. H., Watson M. W. Macroeconomic forecasting in the euro area: Country specific versus area-wide information //European Economic Review. 2003. Vol. 47. No1. Pp. 1-18; Angelini E. et al. Short-term forecasts of euro area GDP growth //The Econometrics Journal. 2011. Vol. 14. No. 1. Pp. 25–44.

Из приведенных графиков видно, что в период 2010-2014 годов прогнозы по VECM модели сходятся к уровню ниже, чем прогнозы по ARIMA модели. Таким образом, наличие механизма коррекции ошибок и значимый лаг прироста логарифма реального дохода позволяет модели VECM уловить снижение средних темпов роста реального потребления после кризиса 2008-2009 годов, когда прогнозы ARIMA модели сходятся к уровню средних темпов роста докризисного периода. Модель VECM интерпретирует высокие темпы роста в период до кризиса 2008-2009 гг. как процесс корректировки к более высокому уровню дохода, вызванному ростом нефтяных цен.

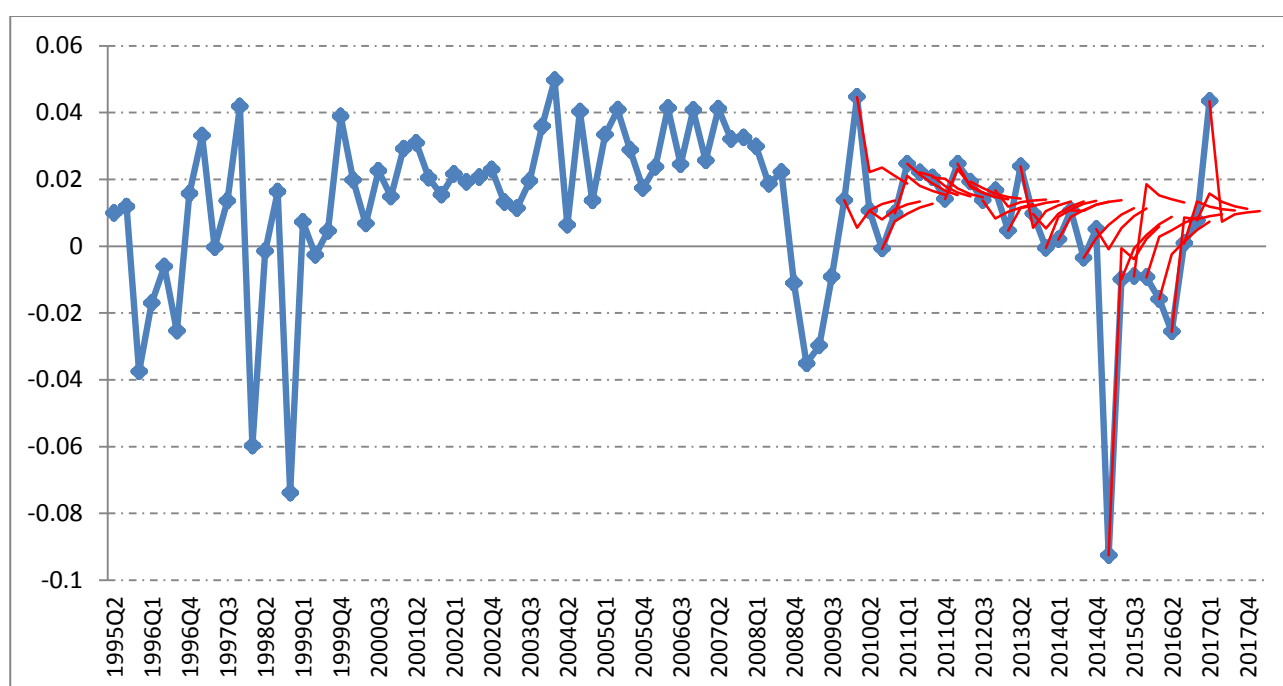


Рисунок 4 – Прогнозы реального потребления по VECM модели

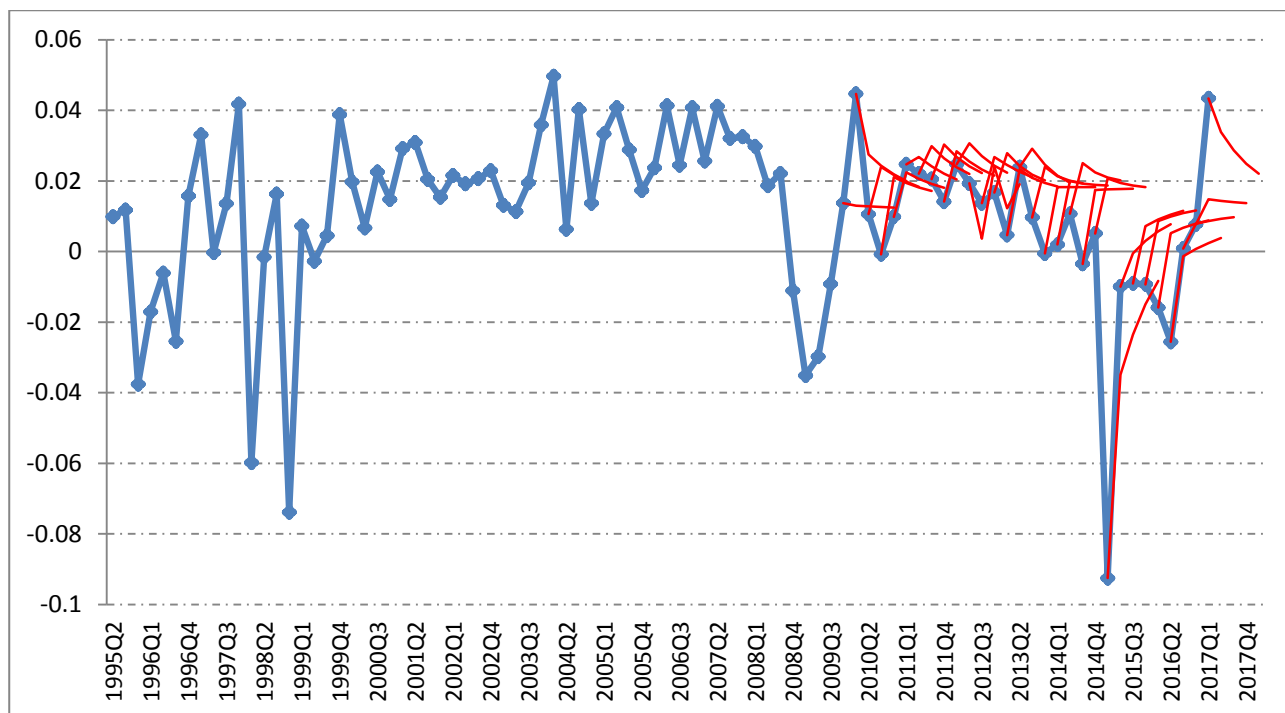


Рисунок5 – Прогнозы реального потребления по ARIMA модели

Формальное сравнение качества прогнозов в виде подсчета значений RMSE и MAE приведены в таблице 8. Из таблицы 8 мы видим, что модель коррекции во всех 4 случаях прогнозирует точнее, чем ARIMA модель. Из чего мы делаем вывод, что включение лага коинтеграционного соотношения и лага логарифма прироста реального дохода действительно дает прогнозную силу выше, чем у классической модели ARIMA. Дополнительно мы приводим упомянутые выше прогнозные значения на период с 2017q2 по 2018q1.

Таблица 8 – Значения RMSEи MAE для псевдовневыборочных прогнозов по обоим моделям (жирным шрифтом выделяется лучший из двух показателей)

| | Lag 1 | Lag 2 | Lag 3 | Lag 4 |
|---------------|---------------|---------------|---------------|---------------|
| Vecm RMSE | 0.0216 | 0.0228 | 0.0250 | 0.0255 |
| Arima RMSE | 0.0274 | 0.0268 | 0.0274 | 0.0273 |
| Vecm MAE | 0.0125 | 0.0124 | 0.0150 | 0.0152 |
| Arima MAE | 0.0185 | 0.0174 | 0.0169 | 0.0169 |

Источник: расчеты авторов

Таблица 9 – Вневыборочные прогнозы темпа роста реального потребления по обеим моделям

| | VECM | ARIMA |
|---|--------|--------|
| 2017q2 | 0.0073 | 0.0338 |
| 2017q3 | 0.0095 | 0.0287 |
| 2017q4 | 0.0102 | 0.0249 |
| 2018q1 | 0.0105 | 0.0221 |
| Совокупный рост за 4 квартала в % | 3.75% | 10.95% |

Источник: расчеты авторов

Заключение

В работе были получены статистические свидетельства о наличии долгосрочной взаимосвязи реального потребления домохозяйств с реальным агрегированным доходом, измеренным как отношение номинального ВВП к дефлятору потребления домохозяйств. Данное свойство позволило нам описать динамику рассматриваемых показателей в виде векторной модели коррекции ошибок. Количественные оценки параметров модели VECM показали хорошую прогнозируемость темпов роста реального потребления домохозяйств, что говорит о достаточно инерционном приспособлении реального потребления домохозяйств к своему долгосрочному уровню, что может быть обусловлено межвременными привычками в потреблении, сбережениями из-за мотива предосторожности и ограниченным доступом на финансовые рынки. Также в работе было продемонстрировано доминирование разработанной модели при прогнозировании относительно бенчмарка в виде ARIMA модели на псевдовневыборочных прогнозах. Результаты работы могут найти практическую ценность при прогнозировании реального потребления домохозяйств и при построении альтернативных сценариев развития отечественной экономики.